

BANCO DE ESPAÑA

EFICACIA EN EL MERCADO A PLAZO DE LA PESETA

Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9120

BANCO DE ESPAÑA

EFICIENCIA EN EL MERCADO A PLAZO DE LA PESETA

Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero (*)

(*) Los dos primeros autores pertenecen al Servicio de Estudios del Banco de España; el tercer autor pertenece al Ministerio de Economía y Hacienda y a la Universidad Complutense. Estamos muy agradecidos a D. Manzano, P. Martínez Méndez, M. Navascués y, especialmente, a J. L. Alzola, por sus comentarios, y a C. Arellano, por su excelente labor mecanográfica.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9120

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-129-1

Depósito legal: M-44265-1991

Imprenta del Banco de España

1. INTRODUCCION.

La hipótesis de eficiencia en el mercado de cambios, reflejando el comportamiento de inversores racionales neutrales al riesgo, ha recibido escasa atención en nuestro país pese a la abundancia de estudios referentes a mercados de otras divisas. Una excepción importante es el reciente trabajo de Bergés y Manzano (1990) sobre el comportamiento del tipo de cambio a plazo de la peseta. Tanto en este estudio como en la mayoría de los trabajos de índole externa, se confirmaba la hipótesis conjunta racionalidad-neutralidad. Sin embargo, a medida que ha ido aumentando nuestro conocimiento sobre los problemas asociados a la inferencia con series temporales no estacionarias, se han desarrollado nuevos contrastes que en algunos casos han conducido a conclusiones opuestas. A la hora de revisar la teoría para acomodar esta evidencia, se ha mantenido el supuesto de racionalidad, de forma que la atención se centra sobre el supuesto de neutralidad y, en particular, sobre el tamaño y la variabilidad de la prima de riesgo. Una muestra de dicho esfuerzo se plasma en los numerosos intentos de ajustar versiones del CAPM a carteras de activos financieros internacionales (véase, p.ej. Giovannini y Jorion (1988)).

Sin embargo, pese a la abundancia de estudios en esa vía, no parece que la cuestión clave de la importancia de la prima de riesgo haya sido resuelta. Utilizando un enfoque diferente, Fama (1984) atribuye la mayoría de la variación en el tipo de cambio forward a la variación en la prima de riesgo, aduciendo que ésta se encuentra negativamente correlacionada con el componente esperado del tipo de spot contenido en el tipo forward. El propósito principal de este trabajo consiste en utilizar el enfoque de Fama para examinar la prima de riesgo asociada al tipo de cambio mediante estimaciones no paramétricas. Utilizando una muestra de datos diarios del tipo de cambio peseta/dólar durante el período 1985.1-1991.5, bajo el supuesto de racionalidad, se obtienen estimaciones del promedio de la prima de riesgo, cotas inferiores de la proporción que representa su variación sobre la variación del exceso de rendimiento del tipo forward sobre el tipo spot y cotas superiores relevantes para su correlación con la apreciación/depreciación esperada. Los resultados indican que la prima de riesgo ha sido bastante estable y de escasa importancia, de manera

que la mayor parte de la variación en el error de predicción del tipo forward viene explicada por la varianza de las innovaciones. Como producto conjunto de este análisis se ofrece una explicación de los posibles resultados contradictorios entre diferentes contrastes de eficiencia y se modifican algunas de las conclusiones contenidas en Bergés y Manzano (1990).

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se ofrece una panorámica sobre los diferentes contrastes de eficiencia que se encuentran en la literatura, así como sus implicaciones sobre el proceso estocástico de la prima de riesgo. La sección 3 se ocupa de la descripción de los datos utilizados y de la metodología econométrica empleada. Se otorga especial énfasis, por su novedad en este tipo de estudios, a la descripción de un procedimiento de estimación debido a Phillips y Hansen (1990), que permite desarrollar inferencia convencional en el marco de modelos donde las variables son no estacionarias pero cointegradas. En la sección 4 se ofrecen los resultados obtenidos a partir de la aplicación de las técnicas anteriores, acompañados de una explicación de los posibles resultados contradictorios que se obtienen a partir de los diferentes contrastes de eficiencia, así como de una evaluación de la importancia de la prima de riesgo. Finalmente, la sección 5 contiene algunas conclusiones.

2. LA HIPOTESIS DE MERCADO EFICIENTE.

La hipótesis de mercado eficiente aplicada al mercado de cambios forward combina los supuestos de racionalidad y neutralidad ante el riesgo por parte de los inversores y, como resultado, afirma que el tipo de cambio forward actual es un predictor insesgado del tipo de cambio spot futuro. Ello no es sino la manera formal en que se expresa la idea general, más intuitiva, de que el precio de un activo financiero hoy, si su mercado es eficiente, incorpora de modo óptimo toda la información relevante actualmente disponible (véase Fama, 1970).

Si se representa por s_t el logaritmo del tipo de cambio spot en el momento t , expresado éste como unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera, y por $f_{t,t+k}$ el logaritmo del tipo de cambio forward

para un plazo k , vigente en t , la hipótesis de que el mercado forward es un mercado eficiente puede caracterizarse mediante las ecuaciones¹:

$$f_{t,t+k} = E_t (s_{t+k}) \quad (1)$$

$$s_{t+k} = E_t (s_{t+k}) + \epsilon_{t+k} ; E_t (\epsilon_{t+k}) = 0 \quad (2)$$

donde $E_t(\cdot)$ representa el operador matemático esperanza condicionada por conjunto de información disponible en el instante t ².

Así pues, la eficiencia del mercado forward se apoya tanto en la racionalidad como en la neutralidad al riesgo, por lo que existirían, en principio, tres modelos alternativos frente a los cuales contrastar el par de ecuaciones (1) y (2)³. Sin embargo, el supuesto de racionalidad ha sido escasamente cuestionado en la literatura⁴ y la hipótesis alternativa al mercado eficiente ha sido, normalmente, un mercado con agentes racionales pero adversos al riesgo. La presencia de aversión al riesgo modifica la ecuación (1) que, ahora, toma la forma:

$$f_{t,t+k} = E_t (s_{t+k}) + P_t \quad (3)$$

donde P_t representa la prima de riesgo que los inversores están dispuestos a pagar por cerrar su posición en divisas acudiendo al mercado forward, en lugar de afrontar el riesgo de pérdidas de capital por apreciación o depreciación de la moneda que conlleva dejar dicha posición abierta hasta $t+k$.

¹ El uso de logaritmos evita la conocida paradoja de Siegel según la cual la inversa del predictor insesgado del tipo de cambio de A por B no es predictor insesgado del tipo de cambio de B por A.

² Obsérvese que el hecho de que el tipo forward sea un predictor racional insesgado del tipo spot no significa que la varianza del error de predicción sea pequeña. En definitiva, dicha varianza dependerá de la variabilidad de las innovaciones.

³ Agentes irracionales y neutrales al riesgo, agentes irracionales y no neutrales al riesgo y agentes racionales y no neutrales al riesgo.

⁴ Ejemplos de trabajos ocupados en el contraste de la racionalidad de los agentes son Bilson (1981), Cumby y Obstfeld (1984) y, más recientemente, MacDonald (1990) y Vikoren (1991).

¿Cómo se contrastan (1) y (2) frente a (3) y (2)? Obsérvese, en primer lugar, que es posible reescribir (1) y (2) conjuntamente como:

$$s_{t+k} = f_{t,t+k} + \epsilon_{t+k} \quad (4)$$

Análogamente, a partir de (2) y (3) se obtiene:

$$s_{t+k} = f_{t,t+k} - p_t + \epsilon_{t+k}$$

Si la prima de riesgo, p_t , tiene esperanza finita es posible descomponerla, sin pérdida de generalidad, en un componente constante, p (su valor medio), y otro variable p_t (la desviación con respecto a su valor medio). Sustituyendo en la expresión anterior se obtiene:

$$s_{t+k} = -p + f_{t,t+k} - p_t + \epsilon_{t+k} \quad (5)$$

Un breve repaso a la abundante literatura sobre eficiencia del mercado forward pone de manifiesto que, en la mayoría de los casos, (4) se ha contrastado frente a (5), de dos modos alternativos. En primer lugar, estimando la ecuación:

$$s_{t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 f_{t,t+k} + v_{t+k} \quad (6)$$

y contrastando la hipótesis nula:

$$H_0: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 1, \text{Corr}(v_t, v_{t-j}) = 0 \quad \forall j \geq k$$

El último componente de H_0 es una forma débil de contrastar la hipótesis $E_t(v_{t+k}) = 0$ que resulta de la hipótesis conjunta de ruido blanco y expectativas racionales (lo que asegura que dicho ruido está incorrelado con la desviación de la prima de riesgo con respecto a su valor medio).

El segundo método empleado para estudiar la eficiencia del mercado forward (véase Fama, 1984) consiste en contrastar la hipótesis nula equivalente a la anterior en la ecuación:⁵

$$s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1 (f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t+k} \quad (7)$$

Obsérvese que (7) coincide con (6) bajo la hipótesis nula de que $\alpha_1 = \beta_1 = 1$. La razón que normalmente se aduce para estimar (7) en lugar de (6) es la conveniencia de trabajar con series estacionarias (es decir, series integradas, $I(0)$, en la terminología al uso)⁶ para poder utilizar estadísticos con distribuciones estándar conocidas. En la medida en que tanto s_t como $f_{t,t+k}$ son, en la mayoría de los casos, series $I(1)$ cointegradas, la transformación de (6) en (7) sirve a tal fin⁷.

Sin embargo, existe otra razón menos evidente para el empleo de (7) en lugar de, o mejor aún, junto a, (6). Si los tipos de cambio spot y forward son, efectivamente, series $I(1)$ y la prima de riesgo es, como cabría esperar, $I(0)$, el estimador de α_1 en (6) es 'super-consistente',⁸ de modo que la obtención de un valor estimado para dicho coeficiente que no difiera significativamente de la unidad no permite discriminar entre la inexistencia de una prima de riesgo y la existencia de una prima de riesgo estacionaria. Obsérvese que, en este último caso, la ecuación (7) incluye variables que son, todas, $I(0)$ de modo que, en el marco de dicho modelo, desaparece el problema de la falta de identificación de la prima de riesgo.

⁵ Curiosamente, el regresor en (7), al ser el premio o descuento de la moneda, tiene una interpretación económica clara. Está ligado con el diferencial de tipos de interés a través de la paridad cubierta de intereses. La validez de dicho supuesto, que no se analiza en este trabajo, puede examinarse en Bergés y Manzano (1990).

⁶ Véase Engle y Granger (1987) y Dolado et al. (1990) para una panorámica de esta literatura

⁷ Véase MacDonald (1988) o Meese y Singleton (1982).

⁸ Véase Stock (1987).

Ahora bien, sustraer el spot fechado en t tanto del spot futuro como del forward actual no es la única manera de obtener estacionariedad a partir de la ecuación (6). Sería igualmente plausible contrastar las correspondientes hipótesis nulas en ecuaciones del tipo:

$$S_{t+k} - S_{t-j} = \delta_0 + \delta_1 (f_{t,t+k} - S_{t-j}) + \eta_{t+k}^j \quad (8)$$

siendo j cualquier valor no negativo, de modo que (7) resulta un caso particular de (8).⁹

Si realmente existe una prima de riesgo como la descrita, su omisión en (8) introduce un sesgo en los estimadores de δ_0 y δ_1 . En particular, haciendo uso de los resultados básicos de teoría asintótica, es fácil comprobar que:

$$plim \hat{\delta}_0 - \delta_0 = E(f_{t,t+k} - S_{t-j}) \frac{cov(f_{t,t+k} - S_{t-j}, P_t)}{V(f_{t,t+k} - S_{t-j})} \quad (9)$$

$$plim \hat{\delta}_1 - \delta_1 = - \frac{cov(f_{t,t+k} - S_{t-j}, P_t)}{V(f_{t,t+k} - S_{t-j})} \quad (10)$$

siendo δ_0 y δ_1 los verdaderos parámetros de la constante y el tipo forward en (5) (esto es, $-p$ y 1 , respectivamente). Por el momento, conviene reseñar que el (valor absoluto del) sesgo depende inversamente de la varianza de $(f_{t,t+k} - S_{t-j})$. Ello ayuda a explicar alguno de los resultados paradójicos que aparecen en la práctica totalidad de los estudios empíricos sobre la eficiencia de los mercados forward de los distintos países (véase McCallum, 1991), i.e. la obtención de altos valores negativos para el estimador de β_1 en (7).

⁹ En McCallum (1991) pueden encontrarse estimaciones de la ecuación (8) para los tipos de cambio del dólar frente al marco, el yen y la libra, para valores de j iguales a k y $2k$.

Las secciones siguientes se dedican a examinar la evidencia obtenida a partir de las ecuaciones (6) a (8) cuando se aplican al mercado a plazo de la peseta.

3. DATOS Y METODOLOGIA ECONOMETRICA.

3.1. DATOS.

De acuerdo con lo expuesto en la sección anterior, el orden lógico en un estudio empírico de la eficiencia del mercado forward implica analizar, en primer lugar, el orden de integración de los tipos de cambio forward y spot, para proceder, posteriormente a la estimación de ecuaciones del tipo (6), (7) y (8). Ello es lo que se va a hacer a continuación utilizando los datos diarios del mercado forward de la peseta frente al dólar, para un período que abarca desde enero de 1985 hasta mayo de 1991. Se analizarán tanto tipos compradores como tipos vendedores, para los plazos de 1 y 3 meses, de entre los más activos del mercado. Los gráficos 1 a 3 presentan la evolución de las diferentes variables objeto de estudio para el período muestral seleccionado. Ante la imposibilidad de distinguir visualmente los tipos compradores de los tipos vendedores se ha optado por incluir sólo los primeros

La razón para ocuparse exclusivamente del tipo peseta/dólar es que el grueso del volumen del mercado forward de la peseta se concentra en la negociación frente al dólar (véase Alzola, 1989). Asimismo, se ha considerado el hecho de que, con anterioridad a 1985, el mercado forward de la peseta era excesivamente estrecho y poco desarrollado.

Los datos han sido oportunamente reordenados de modo que cada tipo spot diario se hace corresponder con el tipo del contrato forward que vence exactamente ese día. Para evitar duplicidades, cuando diferentes contratos forward vencían el mismo día se ha considerado sólo el primero de ellos.¹⁰

¹⁰ De acuerdo con la operativa del mercado forward de la peseta, los k meses forward comienzan a contar dos días hábiles después de la fecha de contratación. Si el vencimiento tiene lugar en un día no hábil, el vencimiento pasa al día hábil inmediatamente posterior excepto que éste corresponda al mes $k+1$, en cuyo caso el contrato vence el último día hábil del mes k .

3.2. METODOLOGIA ECONOMETRICA.

El empleo de series temporales que posiblemente son no estacionarias y el uso de la frecuencia diaria requieren de una metodología econométrica concreta que se detalla a continuación.

A) Contrastes de Raíces Unitarias

Con el fin de contrastar el orden de integración de las series de tipo de cambio spot y forward, utilizamos el contraste de Phillips (1987) que es robusto a la presencia de heterocedasticidad, no-normalidad y correlación serial estacionaria en la representación univariante de las variables bajo la hipótesis nula, i.e., con raíz unitaria.

Dado que un análisis preliminar evidenciaba la ausencia de constante y tendencia en el modelo de regresión que se utiliza para contrastar la raíz unitaria, se ha considerado el modelo

$$\Delta y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (11)$$

El enfoque de Phillips consiste en estimar (11) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y construir los contrastes corregidos no paramétricamente $Z(\hat{\alpha})$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ que se distribuyen de acuerdo con las distribuciones tabuladas por Dickey y Fuller (Véase Fuller (1976), Tablas 8.5.1. y 8.5.2.). El primero de estos contrastes se basa en examinar directamente si $\hat{\alpha} \approx 0$, mientras que el segundo utiliza el t-ratio de $\hat{\alpha}$. Las expresiones de ambos estadísticos vienen dadas por:

$$Z(\hat{\alpha}) = T\hat{\alpha} - (1/2) (s_{T1}^2 - s_u^2) (T^{-2} \sum_2^T y_{t-1}^2)^{-1} \quad (12)$$

donde

$$\begin{aligned}
S_u^2 &= T^{-1} \sum_1^T \hat{\varepsilon}_t^2 \\
S_{T1}^2 &= T^{-1} \sum_1^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_1^I w_{s1} \sum_{s=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} \\
Z(t_2) &= \left(\sum_2^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \left[\hat{\alpha} / S_{T1} - (1/2) (S_{T1}^2 - S_u^2) \right] \left[S_{T1} \left(T^{-2} \sum_2^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]^{-1} \quad (13)
\end{aligned}$$

habiéndose elegido la ventana espectral triangular ($w_{s1} = 1-s/(1+1)$) donde el desfase de truncamiento, 1, se ha seleccionado igual a 22 en el caso de los tipos a 1 mes e igual a 62 en el caso de los tipos a 3 meses.

B) Cointegración: El Estimador de Phillips y Hansen

Tal como se comentaba en la sección 2, la estimación por MCO del vector de cointegración en ecuaciones donde las variables son $I(1)$, pero están cointegradas, ofrece estimadores 'super-consistentes' pero no permite la aplicación de técnicas de inferencia estándar. Phillips y Hansen (1990) presentan una clase de contrastes de Wald en dichos modelos que, mediante el uso de correcciones semiparamétricas por la presencia de correlación serial y sesgo de endogeneidad de segundo orden (véase Banerjee et al. (1986)), permiten aplicar los procedimientos rutinarios. Los estadísticos resultantes, denominados estadísticos de Wald 'completamente modificados' (fully-modified) tienen distribuciones asintóticas del tipo χ^2 , lo que permite la aplicación convencional de los procedimientos de inferencia.

Básicamente, la aplicación del método de estimación de Phillips y Hansen, supone los siguientes pasos.

B.1. Construcción de la Matriz de Var-Cov a Largo Plazo

El obstáculo principal para aplicar los procedimientos de inferencia estándar en regresiones de cointegración consiste en que el método convencional de calcular la matriz de var. cov. no es consistente. Una estimación consistente de la misma ha sido obtenida por

Phillips y Durlauf (1986) en presencia de correlación serial y heterocedasticidad. Para obtener dicho estimador, se necesitan estimadores del vector de perturbaciones $\zeta_t = (v_t, \tau_t)$, donde v_t es la perturbación en (6) y $\tau_t = \Delta f_{t,t+k}$. Phillips y Durlauf (1986) han demostrado que las distribuciones asintóticas de $\hat{\alpha}_0$ y $\hat{\alpha}_1$ en (6) dependen de la matriz de var-cov, a 'largo plazo' de ζ_t , dada por:

$$\Omega = \Sigma_0 + \sum_1^j [\Lambda_j + \Lambda_j'] \quad (14)$$

donde

$$\Sigma_0 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_1^T E(\xi_t \xi_t')$$

y

$$\Lambda_j = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{j+1}^T E(\xi_t \xi_{t-j}')$$

siendo 1 el desfase de truncamiento definido anteriormente.

El estimador de la matriz de var-cov a 'largo plazo' también se utiliza para corregir la estimación del vector de cointegración del sesgo de segundo orden. A tal fin, la matriz Ω se particiona convenientemente en la forma:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Para corregir del sesgo, también se necesita la matriz

$$\Lambda = \Sigma_0 + \sum_1^j \Lambda_j \quad (16)$$

que se puede particionar como en (15). Nótese que en nuestro caso, al entrar sólo dos variables en el vector de cointegración, Ω y Λ son (2x2). Las estimaciones de Ω y Λ se obtienen a partir de los residuos

MCO de (6). Finalmente, nótese que para asegurarnos que $\hat{\Omega}$ es positiva-semidefinida es necesario aplicar una corrección de ventana espectral triangular, similar a la discutida en el apartado anterior (véase Newey y West (1987)).

8.2. Corrección por Endogeneidad a Largo Plazo

Phillips y Hansen demuestran que las distribuciones de los contrastes convencionales de Wald para contrastar hipótesis sobre el vector de cointegración no son estándar y dependen de parámetros "extraños" (nuisance). Esta dependencia surge de las relaciones de dependencia a 'largo plazo' entre $\{v_t\}$ y $\{\tau_t\}$. En consecuencia, sugieren que la variable dependiente se ajuste de manera que la perturbación resultante se encuentre asintóticamente incorrelada con τ_t . En nuestro caso, la variable dependiente ajustada tiene la forma:

$$s_{t+k}^* = s_{t+k} - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta(f_{t,t+k}) \quad (17)$$

Dicho ajuste implica que la matriz de var-cov a 'largo plazo' resultante sea ahora:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{11.2} & 0 \\ 0 & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad (18)$$

donde

$$\Omega_{11.2} = \Omega_{11} - \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \Omega_{21}$$

B.3. Estimación y Contrastes

La estimación de la ecuación (6) requiere la regresión de s_{t+k}^* sobre una constante y $f_{t,t+k}$. Sin embargo, los estimadores de los

coeficientes de dicha regresión, $\hat{\Gamma}^+ = [\hat{\alpha}_0^+, \hat{\alpha}_1^+]$ todavía sufren de sesgo de segundo orden. Phillips y Hansen sugieren el estimador modificado:

$$\hat{\Gamma}^{**} = \hat{\Gamma}^+ - T J \hat{\Lambda}_{21}^+ (X' X)^{-1} \quad (19)$$

donde

$$J' = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\Lambda}_{21}^+ = [\hat{\Lambda}_{21} - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22}]$$

y

$$X = [1, f_{t,t+k}]'$$

Finalmente, puede demostrarse que el estimador modificado tiene la siguiente distribución asintótica

$$T[\hat{\Gamma}^{**} - \Gamma] \sim N(0, [\hat{\Omega}_{11.2} \otimes (X'X)^{-1}]) \quad (20)$$

Un estadístico de Wald 'completamente modificado' puede ahora construirse para contrastar la hipótesis nula:

$$H_0 : R \text{ vec } \Gamma = r$$

donde, en nuestro caso, $r = 0$ (para α_0) o $r = 1$ (para α_1) y $R=I$. En particular, para esta hipótesis nula, el estadístico se construye de la siguiente forma:

$$W = (R \text{ vec } \hat{\Gamma}^{**} - r)' [R(\hat{\Omega}_{11.2} \otimes (X'X)^{-1} R')] (R \text{ vec } \hat{\Gamma}^{**} - r) \sim \chi_q^2 \quad (21)$$

donde el número de grados de libertad, q , corresponde al número de restricciones, en nuestro caso $q=1$ ó 2 .

c) El procedimiento de Hansen y Hodrick

En la estimación de las ecuaciones (7)-(8), bajo el supuesto de cointegración, las variables son $I(0)$ por lo que la aplicación del procedimiento de Phillips y Hansen no es necesaria. Sin embargo, tal como demostraron Hansen y Hodrick (1980), cuando la frecuencia de los datos (diaria) es inferior al horizonte de predicción (uno o tres meses), la hipótesis

$$H_0 : E(\eta_t, \eta_{t-j}) = 0, \forall j > 0$$

ha de ser sustituida por

$$H_0 : E(\eta_t, \eta_{t-j}) = 0, \forall j \geq k$$

siendo k el horizonte del tipo forward. Ello implica que, aunque la aplicación de MCO a (7) ofrece estimadores consistentes de (β_0, β_1) , sus desviaciones típicas no son estimadas consistentemente por el procedimiento convencional. Tal como demuestran Hansen y Hodrick, un estimador consistente, robusto de heterocedasticidad, de la matriz de var-cov. de los estimadores MCO, puede obtenerse en la forma

$$(X'X)^{-1} (X' \hat{\Phi}_H X)^{-1} (X'X)^{-1} \quad (22)$$

donde X es la matriz de regresores en (7) u (8) y

$$\hat{\Phi}_H = \sum_{-l+1}^{l+1} \left[T^{-1} \sum_1^T X_t \hat{\eta}_{t,l} \hat{\eta}_{t-s,l} X_{t-s}' \right]$$

siendo l es el desfase de truncamiento y $\hat{\eta}_t$, los residuos MCO de (7) u (8). De nuevo para asegurar que $\hat{\Phi}_H$ es positiva-semidefinida es necesario aplicar la corrección de Newey y West (1987).

4. RESULTADOS EMPIRICOS.

El cuadro 1 muestra los principales resultados del análisis de los órdenes de integración de los (logaritmos de los) tipos de cambio spot y forward, tanto compradores como vendedores.

Los resultados presentan cierta contradicción entre los valores obtenidos para el contraste $Z(\hat{\alpha})$ (no significativos) y $Z(t_{\alpha})$ (significativos en algunos casos, incluso al 1%). Sin embargo, tal como señala Phillips (1987), el primer contraste parece poseer más potencia y, dado su pequeño valor absoluto, nos inclinamos a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, en consonancia con los resultados convencionales en la literatura sobre tipos de cambio tanto nacional (Peña, 1989) como internacional (Meese y Rogoff, 1984).

Así pues, en la medida en que tanto s_t como $f_{t,t+k}$ pueden considerarse series $I(1)$, la estimación de (6) se plantea como la búsqueda del vector de cointegración entre el tipo spot futuro y el tipo forward actual. Como se vió en su momento, el resultado relevante es la estimación de α_1 en tanto que un valor estimado no significativamente distinto de la unidad evidenciaría que la prima de riesgo, si existe, sigue un proceso estacionario. De acuerdo con la metodología de Phillips y Hansen descrita en la sección anterior, el cuadro 2 muestra los valores estimados de α_1 , sus errores estándar, los valores correspondientes al contraste de la hipótesis nula de que α_1 es la unidad y el estadístico $Z(t_{\alpha})$ correspondiente al contraste de cointegración a partir los residuos de la estimación.

Tal como puede observarse, en encuentran estimaciones puntuales del coeficiente relevante muy próximas a la unidad (.98 para el caso de 1 mes y .91 para el caso de 3 meses) al tiempo que no se rechaza que dicha estimación sea estadísticamente igual a la unidad, si bien para el plazo de 3 meses, para toda la muestra, es preciso recurrir a niveles de significación superiores al 5%, lo que podría indicar que la correspondiente prima presenta mayor persistencia y volatilidad. Estos resultados coinciden con los obtenidos por la gran mayoría de los autores para diferentes monedas. A título de ejemplo, Wickens y Thomas

(1989) encuentran valores de α_1 de 1.00, .99 y 1.00 para los casos del dólar frente al marco, el yen y la libra, respectivamente. McCallum (1991), por su parte, encuentra, para las mismas monedas y un período muestral ligeramente diferente, valores de .99, .99 y .98. Para el tipo de cambio peseta-dólar, Bergés y Manzano (1989) encuentran valores de .99 y .96 para los plazos 1 y 3 meses. En ninguno de los casos se rechaza que α_1 sea estadísticamente igual a la unidad.

En relación con el trabajo de Bergés y Manzano, el cuadro 3 replica los resultados del cuadro 2 cuando la muestra se corta en 1988 (fin del período muestral en el trabajo de estos autores).

La conclusión, pues, es que no se rechaza que los tipos de cambio spot futuro y forward actual estén cointegrados según el vector (1,-1) de modo que si existe una prima de riesgo ésta ha de ser estacionaria. Siendo esto así, es posible aplicar la descomposición:

$$P_t = p + p_t$$

comentada en la sección 2 y estimar ecuaciones del tipo (8), de las que (7) no es sino un caso particular. El cuadro 4 muestra los resultados de la estimación de (7) con los datos del mercado de la peseta. Los gráficos 4 y 5 muestran la evolución del agregado prima y error de predicción ($p_t - \epsilon_{t,k} = f_{t,t,k} - s_{t,k}$).

En este caso, la estimación puntual de β_1 oscila entre los valores de -1.11 (vendedor a 3 meses) y -.56 (vendedor a 1 mes) aunque no se rechaza en ningún caso que el coeficiente sea igual a la unidad. Las estimaciones de β_0 , por su parte, presentan el signo correcto pero no se rechaza que sean estadísticamente iguales a cero. Las diferencias que aparecen entre los casos comprador y vendedor en el plazo de 3 meses tienen su origen en los efectos diferenciales que sobre ambos mercados tuvieron determinados controles de capitales operativos entre abril de 1987 y febrero de 1988. Se ha comprobado que, suprimido este período de la muestra, los resultados en para los tipos compradores y vendedores presentan un grado de similitud muy parecido al que se apreciaba en el caso del plazo de un mes.

Como ocurriera con el cuadro 2, estos resultados están en la misma línea que los obtenidos por Wickens y Thomas o McCallum para diferentes tipos de cambio del dólar. Sin embargo difieren sustancialmente de los encontrados por Bergés y Manzano para el caso español para una muestra de datos diarios que va desde 1983.1 hasta 1988.12. El Cuadro 5 replica los resultados del Cuadro 4 cuando se acorta el período muestral, junto con los resultados obtenidos por estos autores.

No encontramos ninguna explicación inmediata para interpretar las divergencias entre ambos conjuntos de resultados. Sin embargo, dado que los nuestros permanecen estables cuando se estiman en diferentes submuestras y que no conocemos ningún estudio internacional (Véase Fama, 1984) en que $\hat{\beta}_1$ aparezca con signo positivo y próximo a la unidad, creemos que los resultados de Bergés y Manzano están posiblemente influenciados por la siguiente razón. El trabajo de estos autores a diferencia del nuestro, incluye en la muestra los años 1983 y 1984. Tal como se expuso al principio de la sección 3, la decisión de suprimir dichos años de nuestro período muestral se fundamenta en la estrechez y escaso desarrollo del mercado forward de la peseta durante dichos años. Por ello, no es de extrañar que los tipos de cambio forward anteriores a 1985 sean poco representativos de los valores reales de las expectativas y las posibles primas de riesgo. Ello introduciría sesgos en los resultados de las estimaciones cuya dirección y cuantía son difícilmente cuantificables y que muy bien podrían estar detrás de los sorprendentes resultados de Bergés y Manzano.

Así pues, dejando a un lado los resultados del Cuadro 5, el Cuadro 4 requiere algún comentario adicional. Es interesante observar que en cualquiera de los casos contemplados, las hipótesis $\beta_0=0$ y $\beta_1=1$ no se rechazan cuando se contrastan por separado pero sí se rechazan cuando se contrastan conjuntamente. Ello es así pese a que las estimaciones puntuales de β_1 son claramente distintas de la unidad e incluso toman valores negativos. Sin embargo, la estimación puntual de β_0 tiene el signo correcto. Entonces, ¿cómo deben interpretarse estos resultados a la hora de decidir si existe o no prima de riesgo?.

Si bien es cierto que es posible explicar la diferencia entre las estimaciones de α_1 y las de β_1 de acuerdo con los diferentes órdenes de integración de las variables en (6) y en (7), no es menos cierto que no rechazar la hipótesis $\beta_1=1$ cuando la estimación puntual toma valores en un entorno de -1 no puede considerarse como una solución satisfactoria. Por ello, conviene retomar ahora la discusión del final de la sección 2 y recordar que es posible inducir estacionariedad de un modo alternativo que, como se vió, lleva a ecuaciones de tipo (8). ¿Qué ocurre cuando se estima (8) en lugar de (7)? El Cuadro 6 muestra los resultados para el caso $j=k$.

La estimación puntual de δ_1 se encuentra, como en el caso de (6), muy próxima a la unidad, mientras que la de δ_0 conserva el signo correcto. La hipótesis nula de que el coeficiente del tipo forward (en desviación con respecto al spot en $t-j$) es la unidad no se rechaza. Sin embargo, sí se rechaza ahora que el componente constante de la prima de riesgo sea nulo. Como en los casos anteriores, se rechaza la hipótesis conjunta de que δ_0 y δ_1 sean, respectivamente, 0 y 1. Nuevamente, los resultados son bastante sorprendentes y no pueden considerarse como algo propio del mercado español, ya que el mismo tipo de estimaciones aparecen para el dólar frente al marco, el yen y la libra en el trabajo de McCallum antes citado.

¿Cómo se explican las considerables diferencias que aparecen cuando se estima (7) y cuando se estima (8)? La aparente paradoja se resuelve si se toman en consideración las expresiones (9) y (10), relativas al sesgo que la omisión del componente variable de la prima de riesgo introduciría en las correspondientes estimaciones. Como se señaló en su momento, los sesgos dependen negativamente de la varianza de la diferencia entre el forward en t y el spot en $t-j$ empleado en la regresión. El cuadro 7 recoge la media y la varianza de dicha diferencia en los casos $j=0$ y $j=k$ (esto es, los valores relevantes para los sesgos de (7) y (8)). Los gráficos 6 y 7 muestran su evolución.

Obsérvese que $f_{t,t+k} - s_t$ es, prácticamente, una constante, mientras que no puede decirse lo mismo de $f_{t,t+k} - s_{t+k}$. Ahora bien, siendo esto así, los resultados de la estimación de (7) tienen una explicación

bastante sencilla. La casi nula varianza de la diferencia dispara el valor de los sesgos, al tiempo que su proximidad a la constante plantea un problema de multicolinealidad que está en el origen de los abultados errores estándar asociados a las estimaciones y, en definitiva, de la imposibilidad de rechazar las hipótesis $\beta_0=0$ y $\beta_1=1$ cuando se contrastan por separado. Una prueba palpable de los efectos de la multicolinealidad es que dicho rechazo es posible cuando la contrastación se hace de modo conjunto.

Sin embargo, cuando se hace uso de s_{t-k} en lugar de s_t parte del problema desaparece al ser la varianza entre $f_{t,t+k}$ y s_{t-k} bastante mayor. En consecuencia, los valores estimados de la ecuación (8) tienen un mayor contenido informativo. En tal caso, a partir de los resultados del Cuadro 6, puede afirmarse que no se rechaza que exista una prima de riesgo en el mercado forward de la peseta frente al dólar, al menos para los plazos de 1 y 3 meses. En promedio, dicha prima es, sin embargo, bastante reducida y representa porcentajes sobre la expectativa de tipo spot futuro de aproximadamente el 3.75% en el caso de 3 meses y del 1.20% en el caso de 1 mes¹¹. Curiosamente, tales magnitudes guardan una relación de prácticamente 3 a 1, lo que sería coherente con un incremento lineal de la prima, al menos en estos plazos, con el período que tarda en resolverse la incertidumbre asociada al mantenimiento de una posición abierta.

Es posible obtener un resultado adicional relativo al valor medio de las primas a partir de las expresiones (9) y (10). En efecto, sustituyendo δ_1 por 1 y su límite en probabilidad por el valor estimado del coeficiente es posible calcular el sesgo (asintótico) que provocaría la exclusión del componente variable de la prima de riesgo en las ecuaciones (7) y (8). Si se llevan a cabo los cálculos correspondientes se obtienen los resultados relativos al verdadero valor de δ_0 que presenta el cuadro 8.

¹¹ No debe olvidarse que se está trabajando con los logaritmos de los diferentes tipos de cambio.

Es interesante observar como, pese a las considerables diferencias entre las estimaciones presentadas en los cuadros 4 y 6, una vez corregido este sesgo "teórico" se obtienen resultados muy parecidos para δ_0 en cada uno de los casos. Estos resultados están, como era de esperar, más próximos a los de la ecuación (8) para $j=k$ que a los de la ecuación (7) y continúan guardando la proporción de 3 a 1 comentada anteriormente.

En cuando al componente variable de la prima, p_t , son pocos los resultados que pueden avanzarse. En primer lugar, es posible, a partir de la expresión (10), derivar una cota inferior para su varianza¹². En efecto, manipulando dicha expresión se tiene que:

$$\begin{aligned} \text{plim } \hat{\delta}_1 - \delta_1 &= - \frac{\text{Cov}(f_{t,t+k} - s_{t-j}, p_t)}{[V(f_{t,t+k} - s_{t-j}) V(p_t)]^{1/2}} \frac{[V(p_t)]^{1/2}}{[V(f_{t,t+k} - s_{t-j})]^{1/2}} \\ &= -\rho \frac{[V(p_t)]^{1/2}}{[V(f_{t,t+k} - s_{t-j})]^{1/2}} \end{aligned}$$

donde ρ es el coeficiente de correlación entre el premio forward y la prima de riesgo y, por tanto, menor que la unidad, en valor absoluto. Entonces:

$$V(p_t) \geq V(f_{t,t+k} - s_{t-j}) (\text{plim } \hat{\delta}_1 - \delta_1)^2 \quad (23)$$

Al mismo tiempo, a partir de (5) se tiene que la hipótesis de expectativas racionales permite asegurar que:

$$V(s_{t+k} - f_{t,t+k}) = V(p_t) + V(\epsilon_{t+k}) \quad (24)$$

Por tanto, utilizando (23) y (24) y normalizando la varianza de $(s_{t+k} - f_{t,t+k})$ se obtiene que:

¹² Véase Wickens y Thomas (1989).

$$\frac{V(f_{t,t+k} - s_{t-j}) (plim \hat{\delta}_1 - \delta_1)^2}{V(s_{t+k} - f_{t,t+k})} \leq V^*(p_t) \leq 1 \quad (25)$$

En (25), $V^*(p_t)$ representa el porcentaje de la varianza de lo que puede denominarse el error de previsión del forward (esto es, la diferencia entre el spot futuro y el forward actual) que es explicada por el componente variable de la prima de riesgo. El resto de dicha varianza vendría explicado por la otra fuente de ruido del modelo, el error de previsión del mercado (el tipo spot futuro menos la expectativa actual sobre dicho tipo) que, bajo la hipótesis de racionalidad, no es sino la sucesión de innovaciones entre t y $t+k$.

Sustituyendo δ_1 por 1 y su límite probabilístico por el valor estimado de dicho coeficiente en cada ecuación, se obtienen las cotas que aparecen en el cuadro 9.

El contenido informativo de una cota inferior es inversamente proporcional al valor de ésta. Desgraciadamente, el cuadro 9 presenta valores bastante bajos para la cota inferior de la variabilidad relativa de la prima de riesgo, por lo que aporta poca información sustantiva. Siendo esto así, puede realizarse el ejercicio inverso, esto es, fijar una determinada varianza relativa y preguntarse por el coeficiente de correlación máximo entre $f_{t,t+k} - s_{t-j}$ y p_t necesario para que se alcance tal valor. A partir de los desarrollos anteriores, es inmediato que:

$$|\rho| = + \sqrt{\frac{\text{Cota inferior } V^*(p_t)}{V^*(p_t)}}$$

El cuadro 10 muestra las cotas superiores para el mencionado coeficiente de correlación para distintos valores tanto de j como de la varianza relativa. Para esta última se consideran valores superiores al 25% en la medida en que en este modelo sólo existen dos fuentes de incertidumbre.

Como puede observarse, para que el componente variable de la prima de riesgo desempeñe un papel importante para la explicación de la variabilidad del error de previsión del forward son necesarios valores en general bastante bajos para la correlación entre $f_{t,t+k} - s_{t-j}$ y p_t . Que esto sea plausible o no queda al libre juicio del lector.

5. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha intentado responder a la siguiente pregunta ¿es el mercado a plazo de la peseta eficiente?. Entendiendo por mercado eficiente aquel formado por agentes racionales y neutrales al riesgo, dicha propiedad se ha contrastado frente a un modelo de agentes racionales pero aversos al riesgo mediante las más recientes técnicas econométricas para el tratamiento de ecuaciones que contienen series temporales no estacionarias y residuos autocorrelacionados.

De acuerdo con ello, la pregunta relevante se traduce en el análisis de la posible existencia de una prima de riesgo que los agentes están dispuestos a pagar por cerrar sus posiciones en divisas acudiendo al mercado forward, en lugar de correr el riesgo de pérdidas de capital por apreciación o depreciación de la moneda que conlleva dejar esa posición abierta.

Los diferentes contrastes econométricos realizados evidencian la existencia de una prima de riesgo al menos en los plazos de uno a tres meses en el mercado a plazo del tipo de cambio pesetas/dólar. Sin embargo, en promedio, dichas primas son de escasa magnitud. Expresadas como porcentajes sobre el tipo spot futuro esperado, suponen el 1.20% y el 3.75%, respectivamente, guardando una proporción aproximada de 1 a 3 que induce a pensar en una posible relación lineal entre la prima y el tiempo que tarda en resolverse la incertidumbre asociada al mantenimiento de una posición abierta.

En lo que respecta a la variabilidad de dichas primas los resultados son mucho menos concluyentes si bien es cierto que parecen

apuntar hacia unos valores reducidos en comparación con la otra fuente de variabilidad en el modelo, los errores de predicción (racionales).

En conjunto, aunque la hipótesis de eficiencia en sentido estricto se rechaza, puede afirmarse que la magnitud de las desviaciones con respecto a la misma es pequeña.

Finalmente, como subproducto del análisis se aporta una explicación de los resultados paradójicos relativos a la eficiencia del mercado forward que aparecen en la literatura cuanto ésta se contrasta con las series en niveles o con las desviaciones de las mismas con respecto al tipo spot actual. La proximidad de los tipos forward y spot fechados en el mismo instante introduce sesgos y tiende a inflar las desviaciones típicas asociadas a los coeficientes estimados cuando se hace uso de los datos en desviaciones. Sustituyendo el tipo spot en t por el spot en $t-j$ ($j > 0$) se resuelve dicho problema y la contradicción entre los resultados de uno y otro análisis desaparecen.

REFERENCIAS

- Alzola, J.L. (1989) 'La Cotización a Plazo de la Peseta y las Entradas de Capitales' Boletín Económico (Banco de España), marzo, pp. 63-73.
- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D.F. and G.W. Smith (1986) 'Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte-Carlo Evidence' Oxford Bulletin of Economics and Statistics 53, pp. 369-384.
- Bergés, A. y D. Manzano (1990) 'El Tipo de Cambio a Plazo de la Peseta' Moneda y Crédito (2ª Epoca) 189, pp. 157-185.
- Bilson, J.F.O., (1981) 'The Speculative Efficiency Hypothesis', Journal of Business 54, pp. 435-451.
- Cumby, R.E., y M. Obstfeld (1984) 'International Interest Rate and Price Level Linkages Under Flexible Exchange Rate', in Exchange Rate Theory and Practice, J.F.O. Bilson y R.C. Marston (eds.), Univ. of Chicago Press, Chicago.
- Dolado, J., Jenkinson, T. and S. Sosvilla-Rivero (1990) 'Cointegration and Unit Roots' Journal of Economic Surveys 4, pp. 249-274.
- Engle, R.F. and Granger, G.W.J. (1987) 'Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing' Econometrica 55, pp. 251-276.
- Fama, E.F. (1970) 'Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work', Journal of Finance 25, pp. 383-423.
- Fama, E.F. (1984) 'Forward and Exchange Spot Rates' Journal of Monetary Economics 14, pp. 319-347.
- Fuller, W.A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. New York. John Wiley and Sons.

- Giovannini, A. and P. Jorion (1989) 'The Time-Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets' Journal of Finance 44, pp. 307-325.
- Hansen, L.P. and Hodrick, R.J. (1980) 'Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis' Journal of Political Economy 88, pp. 829-853.
- MacDonald, R. (1988) Floating Exchange Rates: Theories and Evidence, Unwin Hyman, London.
- MacDonald, R. (1990) 'Are Foreign Exchange Market Forecasters Rational?: Some Survey-Based Tests', Manchester School 3, pp. 229-241.
- McCallum, B.T. (1991) 'A Reconsideration of the Uncovered Interest-Parity Relationship' papel presentado al International Seminar on Macroeconomics en Madrid, junio.
- Meese, R.A. and K. Rogoff (1984) 'Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample?' Journal of International Economics 14, pp. 3-24.
- Meese, R. y K.J. Singleton (1982) 'A Note on Unit Roots and the Empirical Modelling of Exchange Rates', Journal of Finance 33, pp. 1029-1036.
- Newey, W.K. and K.D. West (1987) 'A Simple Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix' Econometrica 55, pp. 703-708.
- Peña, J.I. (1989) 'Análisis Estadístico de los Tipos de Cambio Diarios de la Peseta' Cuadernos de Opinión 3, Centro Internacional Carlos V.
- Phillips, P.C.B. (1987) 'Time Series with a Unit Root' Econometrica 55, pp. 277-301.

- Phillips, P.C.B. and S.N. Durlauf (1986) 'Multiple Time Series with Integrated Variables' Review of Economic Studies 53, pp. 311-340.
- Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen (1990) 'Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes' Review of Economic Studies 57, pp. 99-125.
- Phillips, P.C.B. and S. Ouliaris (1990) 'Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration' Econometrica 58, pp. 165-194.
- Stock, J.H. (1987) 'Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vector' Econometrica 55, pp. 381-386.
- Vikoren, B. (1991) 'Exchange Rate Expectations and Risk Premium: An Empirical Investigation' Norges Bank. Arbeids Notat 1991/6.
- Wickens, M.R. and S.H. Thomas (1989) 'Non-Parametric Estimates of the Foreign Exchange and Equity Risk Premia and Tests of Market Efficiency'. University of Southampton. Discussion Paper no. 8915.

Cuadro 1

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS				
	TOTAL MUESTRAL		MUESTRA HASTA 12/88	
	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$
f_t 1 mes (comprador)	-0.10	-1.65	-0.16	-1.46
f_t 1 mes (vendedor)	-0.10	-1.65	-0.16	-1.44
f_t 3 meses (compr.)	-0.13	-2.62 **	-0.22	-2.33 *
f_t 3 meses (vende.)	-0.13	-2.61 **	-0.22	-2.32 *
s_t	-0.11	-1.78	-0.17	-1.67

NOTAS: Los valores críticos de $Z(\hat{\alpha})$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ al 5% (1%) son -8.1 y -1.95 (-13.8 y -2.58) respectivamente. Los símbolos (*) y (**) denotan contrastes significativos al 5% y al 1%, respectivamente.

Cuadro 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE (6)				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$\hat{\alpha}_1$ (e.s.)	.98 (.02)	.98 (.02)	.91 (.04)	.91 (.04)
CHI2($\alpha_1=1$)	1.4	1.4	4.4 **	4.4 **
$Z'(t_{\hat{\alpha}})$	-6.6 *	-6.6 *	-3.7 *	-3.7 *

NOTAS: - Los símbolos (*) y (**) denotan contrastes significativos al 5% y significativos al 5% pero no al 1%, respectivamente.

- $Z'(t_{\hat{\alpha}})$ es el estadístico $Z(t_{\hat{\alpha}})$ aplicado a los residuos de (6). Su valor crítico al 5% (tomado de Phillips y Ouliaris, 1990) es -2.76.

- Los errores estándar (e.s.) han sido computados con el procedimiento de Phillips y Hansen, 1990, tal como se explica en la Sección 3.2.

Cuadro 3

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE (6)				
PERIODO MUESTRAL HASTA 12/88				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$\hat{\alpha}_1$ (e.s.)	.98 (.02)	.98 (.02)	.90 (.05)	.90 (.05)
$\text{CHI}^2(\alpha_1=1)$.94	.88	3.7	3.6
$z'(t_a)$	-5.4 *	-5.4 *	-3.7 *	-3.7 *

NOTAS: Véase el cuadro 2.

Cuadro 4

ESTIMACIONES DE LA ECUACION (7)				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$\hat{\beta}_0$ (e.s.)	-.004 (.007)	-.004 (.007)	-.021 (.013)	-.009 (.028)
$\hat{\beta}_1$ (e.s.)	-.61 (1.37)	-.56 (1.32)	-.20 (.63)	-1.11 (1.95)
CHI2 $\beta_0=0$.34	.30	2.57	.10
CHI2 $\beta_1=1$	1.38	1.40	3.60	1.17
CHI2 $\beta=(0,1)$	11.86 *	13.29 *	25.02 *	20.99 *

NOTAS: - El símbolo (*) denota contraste significativo al 5%.

- Los errores estándar (e.s.) han sido computados según el procedimiento de Hansen y Hodrick, 1980, tal como ha sido expuesto en la Sección 3.2

Cuadro 5

ESTIMACIONES DE LA ECUACION (7)				
PERIODO MUESTRAL HASTA 12/88				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$\hat{\beta}_0$ (e.s.)	-.007 (.007)	-.008 (.008)	-.028 (.014)	-.016 (.029)
$\hat{\beta}_1$ (e.s.)	-.55 (1.20)	-.38 (1.24)	-.13 (.49)	-1.06 (1.89)
CHI2 $\beta_0=0$.98	.94	4.12 *	.30
CHI2 $\beta_1=1$	1.66	1.24	5.19 *	1.18
CHI2 $\beta=(0,1)$	19.54 *	19.84 *	47.27 *	35.00 *

NOTAS: Véase el cuadro 4.

RESULTADOS BERGES-MANZANO PARA (7)		
	1 MES	3 MESES
$\hat{\beta}_0$ (e.s.)	-.004 (.004)	-.011 (.010)
$\hat{\beta}_1$ (e.s.)	1.38 (.71)	1.36 (.55)

NOTAS: Véase el cuadro 4.

Cuadro 6

ESTIMACIONES DE LA ECUACION (8)				
j = k				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$\hat{\delta}_0$ (e.s)	-.012 (.004)	-.012 (.004)	-.036 (.011)	-.037 (.007)
$\hat{\delta}_1$ (e.s)	.89 (.11)	.89 (.11)	.95 (.11)	.95 (.09)
CHI2 $\delta_0=0$	10.16 *	10.94 *	11.77 *	30.30 *
CHI2 $\delta_1=1$.95	.95	.18	.31
CHI2 $\delta=(0,1)$	10.53 *	11.33 *	14.41 *	39.54 *

NOTAS: Véase el cuadro 4.

Cuadro 7

MEDIA Y VARIANZA DE LA SERIE $f_{t,t+k} - s_{t-j}$								
	$j = 0$				$j = k$			
	1 MES		3 MESES		1 MES		3 MESES	
	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.
MEDIA	.0042	.0046	.0123	.0129	.0114	.0119	.0412	.0418
VAR.	.0047	.0048	.022	.024	1.2	1.2	2.2	2.2

NOTAS: Los valores de las varianzas están multiplicados por 10^3 .

Cuadro 8

RESULTADOS ADICIONALES SOBRE LAS ESTIMACIONES DE δ_0								
	j = 0				j = k			
	1 MES		3 MESES		1 MES		3 MESES	
	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.
ESTIM	-.004	-.004	-.021	-.009	-.012	-.012	-.036	-.036
SESGO	.007	.007	.015	.027	.001	.001	.002	.002
$\hat{\delta}_0$	-.011	-.011	-.036	-.036	-.013	-.013	-.038	-.038

Cuadro 9

COTA INFERIOR PARA $V^*(p_t)$				
	1 MES		3 MESES	
	COMPRADOR	VENDEDOR	COMPRADOR	VENDEDOR
$j = 0$.94 %	.91 %	1.09 %	3.65 %
$j = k$	1.12 %	1.12 %	.23 %	.23 %

Cuadro 10

COTA SUPERIOR PARA LA CORRELACION ENTRE $f_{t,t+k} - s_{t-j}$ Y P_t								
	j = 0				j = k			
$v^*(P_t)$	1 MES		3 MESES		1 MES		3 MESES	
	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.	COMP.	VEND.
25 %	.19	.19	.21	.38	.21	.21	.10	.10
50 %	.13	.13	.15	.27	.15	.15	.07	.07
75 %	.11	.11	.12	.22	.12	.12	.06	.06

Gráfico 1.



Gráfico 2.



Gráfico 3.



Gráfico 4.

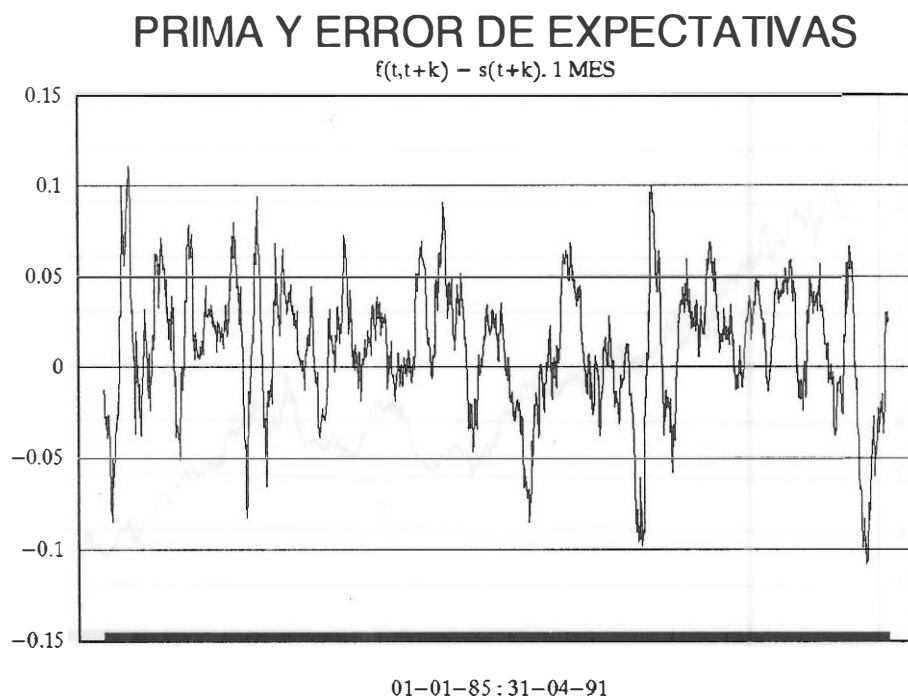


Gráfico 5.



Gráfico 6.

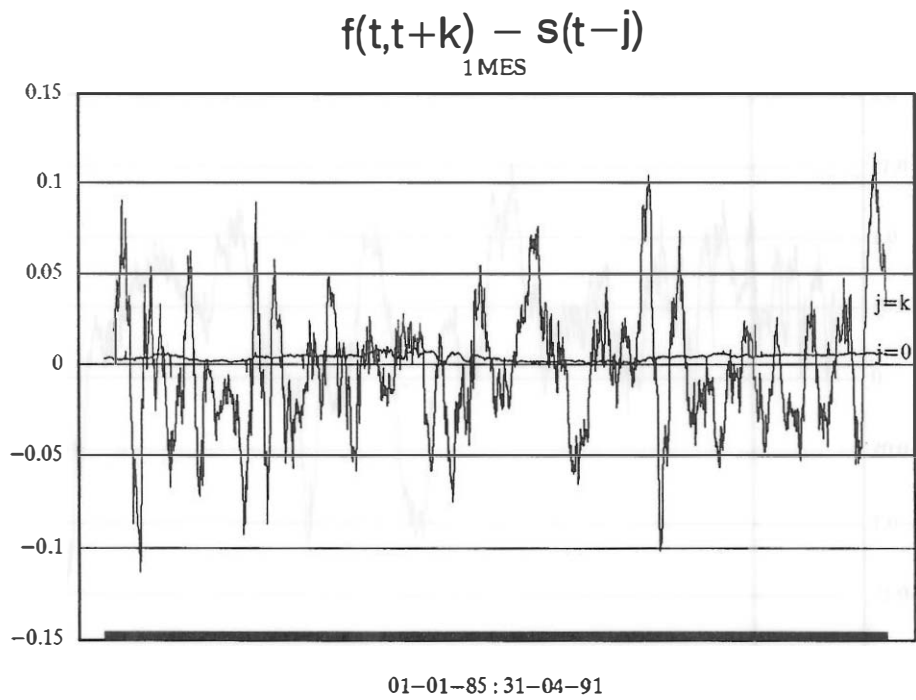
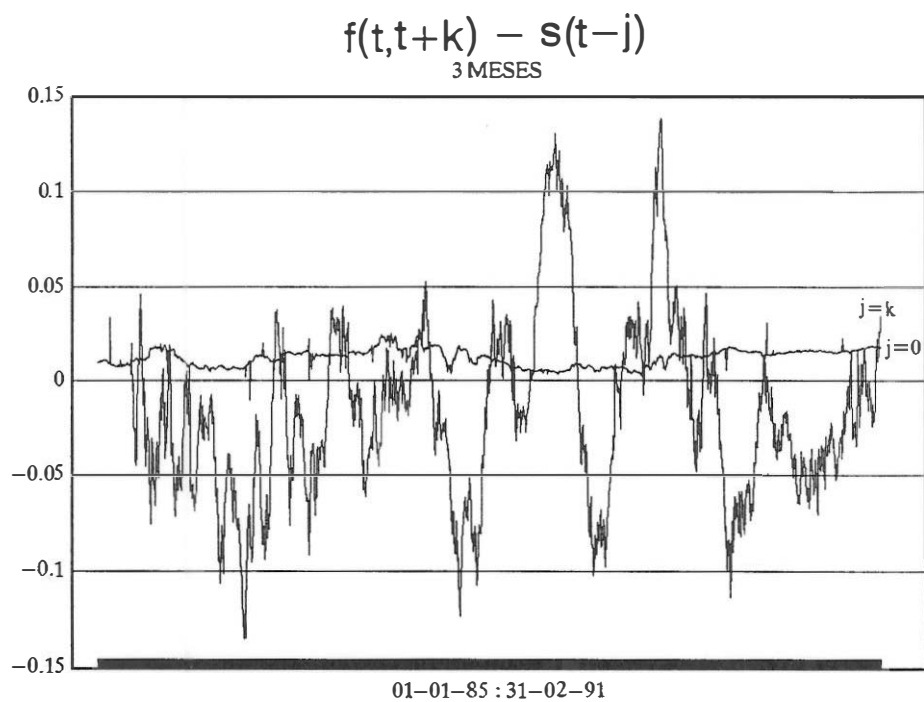


Gráfico 7.



DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el Sistema Monetario Europeo: un modelo del tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee and J. Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de Alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una versión en inglés con el mismo número.)
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M^a de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahoiro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1987 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
 Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
 Teléfono: 338 51 80
 Alcalá, 50. 28014 Madrid